

Handelshögskolan
Vid Göteborgs universitet
Nationalekonomiska institutionen



UNIVERSITY OF GOTHENBURG
SCHOOL OF BUSINESS, ECONOMICS AND LAW

Vilket gap-mått är bäst lämpat vid inflationsprognoser?

En empirisk studie

Kandidatuppsats 15hp
Project Paper with Discussant - Economics

Handelshögskolan vid Göteborgs universitet
Vårterminen 2017

Handledare
Hans Bjurek

Författare
Mersiha Muratovic 940213
Sofia Berntsson 900606

Abstract

To forecast inflation is an important part of the Central bank's role. The aim with this thesis is to study if the unemployment gap is a better measure than the GDP-gap when it comes to forecasting inflation. Our theoretical framework builds on the theory of the Phillipscurve and Okun's law. We are using quarterly data from period 1993 to 2016. The GDP-gap is estimated with two different methods, the one-sided HP-filter and linear regression model. A directly forecast is used with a forecast horizon of one quarter, four quarters and eight quarters. The differences is marginal between the two methods, which makes it hard to draw a conclusion of which of the two methods are best suited. In our thesis, the unemployment-gap shows a generally better result.

Keywords: inflation, GDP, unemployment, forecasting, autoregression model, Phillipscurve, Okun's law, HP-filter, linear regression, trend, gap.

Nyckelord: inflation, BNP, arbetslöshet, prognostisering, autoregressivmodell, Phillipskurvan, Okuns lag, HP-filter, linjärregression, trend, gap-mått.

Innehåll

Abstract	1
1. Inledning	3
Tidigare forskning.....	4
Syfte.....	7
Frågeställning	7
2 Teori.....	8
2.1 Inflation och GAP-mått.....	8
3.2 Phillipskurvan & Okuns lag.....	8
3. Data	9
3.1 Datainsamling och bearbetning.	9
3.2 BNP	10
3.3 Arbetslöshet	10
3.4 Val av årtal.....	11
4. Metod.....	12
4.1 Linjär regression (LR)	13
4.2 Hodrick-Prescott (HP) filter	13
4.3 Direkta och indirekta prognosmodeller	14
4.4 Utvärdering av prognos.....	15
5. Resultat.....	16
6. Avslutande diskussion	23
Källförteckning.....	26

1. Inledning

Sedlar och mynts stabila värde grundar sig på allmänhetens förväntningar på och förtroende för att pengar kommer att upprätthålla ett garanterat värde även i framtiden. Det är väsentligt med ett förtroende för centralbanken att utöva en penningpolitik som är kompatibel med ett stabilt penningvärde. Det finns flera metoder för att etablera en stabil penningpolitik, exempelvis kan det bestå av fast växelkurs, ett inflationsmål eller ett mål för penningmängdens tillväxt. När ekonomiska aktörer i samhället har en gemensam syn på hur pris- och lönebildning kommer att utvecklas i framtiden, resulterar detta i en lämpligare långsiktig planering för penningpolitiken (Flodén, 2015). År 1992 tvingades Riksbanken att lämna den fasta växelkursen gentemot ECU (föregångare till euron) efter en period av turbulens på valutamarknaden och spekulationer mot den svenska kronan. Bara ett år efter, 1993, introducerade Riksbanken en penningpolitik som skulle fokusera på prisstabilitet och därmed definierades ett inflationsmål som skulle uppgå till en procentuell ökning på två procent av årlig konsumentprisindex (KPI) (Riksbanken, 2012).

Inflation betecknas av att det sker en ökning av de allmänna prisnivåerna i samhället. Det mest omtalade och brukliga måttet på inflation är en ändring i konsumentprisindex (KPI). Detta mått kalkyleras och publiceras varje månad av Statistiska Centralbyrån (SCB).

Inflationsprognostisering är en central uppgift i centralbankernas roll men är även av stor vikt för banker och övriga arbetsgivarorganisationer. Inflationsförväntningar påverkar de långa räntorna som i sin tur påverkar relationen mellan arbetsgivare och arbetstagare såväl som långgivare och låntagare. De mest betydande prognoserna sammanställs i den inflationsrapport som lämnas kvartalsvis av Riksbanken. Prognoserna kan användas som beslutsunderlag vid förändring av reporäntan därför är det viktigt att prognoserna utförs på ett exakt och tillförlitligt sätt. Enligt Stock och Watson (2008) har en passande prognostisering av makroekonomiska variabler lett till en debatt bland forskare. Det senaste seklet har uppmärksamhet riktats mot att utveckla metoder som är mer passande för en del ostadiga variabler och prognoser. Det har utvecklats ett flertal modeller som syftar till att förklara och prognostisera det ekonomiska förloppet. BNP och arbetslöshet är två centrala makroekonomiska variabler vid prognostisering av inflation. Studier baserade på Phillipskurvan påvisar att arbetslöshet är en viktig faktor vid inflationsprognostisering och anses leverera bättre resultat under lågkonjunkturer (Stock & Watson 2012).

Ett gap-mått beräknas genom att man subtraherar trenden från det reella värdet som sedan divideras med trenden. Det finns ett problem vid beräkning av gap-mått och det är att trenden måste skattas, det kan göras med ett flertal metoder och vilken metod som är bäst lämpad är en empirisk fråga. Som en del i vår uppsats har vi valt att jämföra linjär regression och ensidigt HP-filter för att undersöka vilken metod som är bäst lämpad.

Vi har valt att skapa prognoser ett kvartal, fyra kvartal och åtta kvartal framåt med direkta endimensionella modeller för inflationen. Prognosfelens storlek jämförs för respektive gap-mått med den faktiska inflationen. Det görs med hjälp av autoregressiv tidseriemodell, där vi använder oss av AR(1) och AR(4). För att värdera vilken modell och vilket gap-mått som ger minst prognosfel bedöms prognosfelens storlek utifrån måtten medelkvadratfelet (MAE) och rotmedelkvartalfelet (RMSE) som anses vara de två vanligaste måtten enligt Wooldrige (2015). Resultatet ger en uppfattning om en metod över- eller underskattar inflationen, samtidigt som det ger ett mått på feltermens storlek. Den tidsperiod vi har valt att använda är från första kvartalet 1993 till fjärdekvartalet 2016. I november 1992 tvingades Sverige gå från fast till rörlig växelkurs och 1995 infördes inflationsmålet på två procent, vilket ligger till grund för dagens svenska finans- och penningpolitik (Jonung, 2003). På grund av detta är det rimligt att göra beräkningar från den tidpunkten.

Vi jämför arbetslöshetsgap och BNP-gap med Phillipskurvan som teoretiskt ramverk för att kunna prognostisera inflation. Det finns flertal ekonomiska variabler att använda vid prognostisering, till exempel ränta eller penningmängden. Stock och Watson (1999) undersökte 189 stycken. Vi har valt att begränsa vår studie till BNP eftersom BNP och arbetslöshet har ett negativt samband enligt Okuns lag genom att ett positivt BNP-gap minskar arbetslösheten och det ger ett ökat tryck på inflationen.

Uppsatsens disposition: I kapitel 2 Introduceras det teoretiska ramverket som ligger till grund för vår uppsats, I kapitel 3 ges en djupare förklaring av data samt val av data, kapitel 4 beskriver val av metod för att skapa prognoser, i kapitel 5 återfinns resultatet med en utvärdering av prognoserna och i kapitel 6 ges en avslutande diskussion samt förslag till fortsatt forskning.

Tidigare forskning

Det senaste seklet har uppmärksamhet riktats mot att utveckla metoder som är mer passande för en del ostadiga variabler och prognoser (Krolzig och Hendry, 2001).

Stock och Watson (2012) undersöker fördelen med Phillipskurvan och om det är ett användbart verktyg vid prognostisering av inflation. Phillipskurvan anses generera bättre värden under recessioner och tiden efter. Det förekommer även starka bevis för att Phillipskurvan inte förbättrar prognostiseringen vid en endimensionell modell med en längre tidshorisont enligt Atkeson och Ohanian (2001). Däremot är Phillipskurvan som tittar på historiska värden fortfarande den makroekonomiska prognosmodell som framstår som bäst lämpad för att förstå debatten kring arbetslöshetsstatistik och inflation. Forskning kring Phillipskurvan studeras vidare av Atkeson och Ohanian (2001) som anser att en del av den ursprungliga Phillipskurvan vid prognostisering påvisar att det inte sker framsteg med utgångsläge för perioden 1984-1999. Undersökningar inom detta område som pågått efter Atkeson och Ohanian (2001) resulterar i att det beror på valet av period för studien och inte enbart på prognosmodellen med hänsyn till den icke observerade variabeln som tidigare bara studerats fram till år 1994 (Stock & Watson, 2007). Studien av Atkeson och Ohanian (2001) diskuterar att Phillipskurvan som är baserad på NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) teorin kom till under 1970-talet i det makroekonomiska fältet som hänvisar till en naturlig arbetslöshet och det anses generera mer noggranna resultat som används flitigt (Ball & Mankiw, 2002). Både inom det akademiska fältet och beslutsfattande institutioner är det ett centralt begrepp för att prognostisera inflation. Atkeson och Ohanian (2001) refererar till studier framställda av Stock och Watson (1999) som konstaterar att historisk data innehåller en negativ korrelation mellan den nuvarande takten av arbetslöshet och påföljande inflationsförändringar. Dessa bevis medför att NAIRU-metoden kan användas vid prognostisering av inflationen med hjälp av Phillipskurvan. Atkeson och Ohanian (2001) framför kritik mot NAIRU-metoden och kommer fram till motsatt resultat i sin avhandling med data från de senaste 15 åren som påvisar att det är en naiv modell som påpekar att inflationen för den kommande perioden kommer vara lika med inflationen från perioden innan. Stock och Watson (2007) argumenterar senare i sin forskning om en förbättring kring en endimensionell modell där stokastiska variabler är utgångspunkten i modellen till skillnad från tidigare undersökningar genomförda av Atkeson och Ohanian (2001) som inte använder sig av stokastiska variabler som utgångspunkt. Diskussionen om Phillipskurvan kommer att presenteras djupare under teorikapitlet.

Studier av Stock och Watson (2003) resulterar i att det är problematiskt att förbättra endimensionell autoregressionsmodell, som betecknar inflationen för nästa år som en prognos av inflationen från tidigare år. Stock och Watson (2007) argumenterar att en endimensionell

modell med gradvis uppgående parameter är den mest fördelaktiga prognosmodellen. Dessvärre har inte en sådan modell haft möjlighet att förutse nedgången som inträffade med finanskrisen år 2008, eftersom dessa felmarginaler har en kostnad som brukar ligga på ett maximumvärde (Stock & Watson 2012).

En annan faktor om huruvida andra parametrar kan ha en effekt på prognosmodeller diskuteras av Aron och Mullbauer (2012). Vector autoregression modell (VAR) har som syfte att bevara ett övergripande resultat men har som nackdel att när antalet laggade längder ökar, ökar den estimerade parametern markant. Den sista faktorn som det argumenteras kring är om endimensionell data ska tillämpa sig av en beroende laggad variabel för att prognostisera eller att applicera flerdimensionell data. Aron och Muellbauer (2012) sammanställning av tidigare studier påpekar att en enkel autoregressiv modell är svår att motbevisa som den bäst lämpade metoden vid prognostisering av inflationen.

Syfte

Den här studien syftar till att undersöka huruvida BNP-gap jämfört med arbetslöshetgap bättre kan förutspå inflationen. En del av vår undersökning bygger vidare på en tidigare forskningsstudie som undersöker vilket gap-mått som är bäst lämpat vid inflationsprognostisering (Grahn, 2006). Vi har i vår studie valt att ändra delar i metoden. Dessutom använder vi oss av en längre tidshorisont och nyare data. Därtill kommer studien ge en djupare förståelse för vilket gap-mått som är bäst lämpat vid inflationsprognostisering i Sverige.

Frågeställning

- Är BNP-gapet ett bättre mått vid inflationsprognoser jämfört med arbetslöshetsgapet?

2 Teori

2.1 Inflation och GAP-mått

Inflation definieras som ökningen av den allmänna prisnivån och beräknas med hjälp av ett prisindex och det illustreras algebraiskt i (2.a). Vi har valt att använda konsumentprisindex (KPI) i vår uppsats då det är det mest kända måttet, vilket även Riksbanken använder i sitt inflationsmål (Riksbanken, 2017). KPI beräknas och publiceras av SCB varje månad och det är därifrån vi hämtat data (SCB, 2017a).

$$(2.a) \quad \pi = \frac{KPI_{t-1} - KPI_t}{KPI_{t-1}}$$

Ett gap-mått kan definieras som den procentuella avvikelser från trenden. BNP-gap är således den procentuella skillnaden mellan reell BNP och BNP-trenden (Fregert & Jonung 2014) och det illustreras algebraiskt i (2.b). BNP-gap är ett mått på de ekonomiska resursutnyttjandet som delvis består av arbetslöshetsgap. Ett positivt BNP-gap tyder på att resursutnyttjandet är högt och trycket på inflationen ökar och vice versa (Konjunkturinstitutet, 2017). Reell BNP är hämtat från SCBs hemsida (SCB, 2017a).

$$(2.b) \quad BNP_{gap} = \frac{BNP_{reell} - BNP_{trend}}{BNP_{trend}}$$

Arbetsmarknadsgapet visar resursutnyttjandet på arbetsmarknaden och är den procentuella skillnaden mellan reell arbetslöshet och arbetslöshetstrenden vilket illustreras algebraiskt i (2.c).

$$(2.c) \quad U = \frac{U_{reell} - U_{trend}}{U_{trend}}$$

Den långsiktiga trenden som är en faktor vid beräkning av gap-mått går inte att observera utan måste skattas. Det kan göras med hjälp av ett flertal metoder och vilken metod som är bäst lämpad är en empirisk fråga. Vi har i denna uppsats valt att skatta trenden med hjälp av ett ensidigt HP-filter och linjär regression, vilket vi fördjupar oss i under avsnittet metod.

3.2 Phillipskurvan & Okuns lag

Phillipskurvan härstammar från den keynesianska modellen som utvecklades för en ekonomi i depression under 1930-talet där fokus låg på rörelse i sysselsättning och produktion istället för förändring i prisnivån. När de allmänna prisnivåerna sedan ökade under efterkrigstiden eftersöktes en modell för att analysera sambandet mellan inflation och arbetslöshet. År 1958 presenterades den ursprungliga Phillipskurvan av den nyzeeländska nationalekonomen Alban William Phillips. Han tittade på löneinflation och arbetslöshet i Storbritannien mellan 1861-

1957 och såg ett negativt samband. Vid inflationsprognoser är Phillipskurvan både användbar och vanligt förekommande (Stock & Watson, 1999). När Phillipskurvan används kan avvikelserna från den långsiktiga trenden skattas, med andra ord gap-mått.

Okuns lag är uppkallad av Arthur M. Okun som är den första ekonomen som i början av 1960-talet visade ett kortsiktigt negativt samband mellan relativ arbetslöshet och BNP-gap. I ett historiskt perspektiv är en ökning av BNP-gapet med 1 procentenheter sammankopplat med en minskning med arbetslöshetsgapet med 0,5 procentenheter (Fregert & Jonung, 2014). Enligt Phillipskurvan borde en lägre arbetslöshet ge högre inflation, eftersom en ökning på efterfrågad arbetskraft pressar upp lönerna vilket i sin tur ökar trycket på inflationen. Okuns lag hävdar att BNP-gapet har en motsatt effekt på inflationen jämfört med arbetslöshetsgapet, det vill säga ett positivt BNP-gap borde ge ett lägre arbetslöshetsgap vilket indikerar på efterfrågad arbetskraft vilket ökar trycket på inflationen.

3. Data

3.1 Datainsamling och bearbetning.

I vår studie använder vi oss av sekundärdata hämtad från Statistiska Centralbyråns (SCB) statistiska databas. Det är en vanlig företeelse att forskare inom det akademiska fältet använder sig av redan insamlad data från organisationer och myndigheter (Bryman, 2011) som till exempel Riksbanken och SCB. Vår forskning består av en kvantitativ analys där vi behandlar statistik (Bryman, 2011). Vårt val av datainsamling ger oss tillförlitlig data eftersom Riksbanken och statliga myndigheter använder sig av samma data vid till exempel prognostisering.

Vid inhämtning av data importerades siffrorna via Excel. Data fanns tillgänglig i formatet månads-, kvartal- och årsdata, eftersom vi fick data i olika format valde vi att sammanställa all till kvartalsdata som var den minsta gemensamma nämnaren. Vi genomförde även en kontrollräkning där vi hade tillgänglig data i både månads- och kvartalsformat från SCB. Vi skapade kvartalsdata från månadsdata, därefter jämförde vi vår konstruerade kvartalsdata med SCBs kvartalsdata och observerade att våra resultat stämde överens. Därefter importerades data från Excel till STATA där trenderna beräknats med ensidigt HP-filter och linjär regression. Vi använder oss sedan av autoregressiv tidseriemodell med en AR(1) och AR(4) för att jämföra prognosfelens storlek.

3.2 BNP

Bruttonationalprodukten (BNP) från produktionssidan består av produktionsvärdet som innefattar summan av alla företag och andra enheters produktionsvärden. Baspris är det pris producenten får behålla där skatter knutna till varandra inte är inräknade (Sandelin, 2014). BNP beskriver den ekonomiska tillväxten och definierar den som det totala värdet av de tjänster och varor som produceras inom ett land för att brukas till investeringar, export och konsumtion under en bestämd period. Vi kommer använda oss av BNP till fasta priser som kalkylerar priser utifrån ett visst års värde. BNP uppskattas oftast med fasta priser för att kunna genomföra en koppling över tid som är oberoende av inflation (Carlgren, 2017).

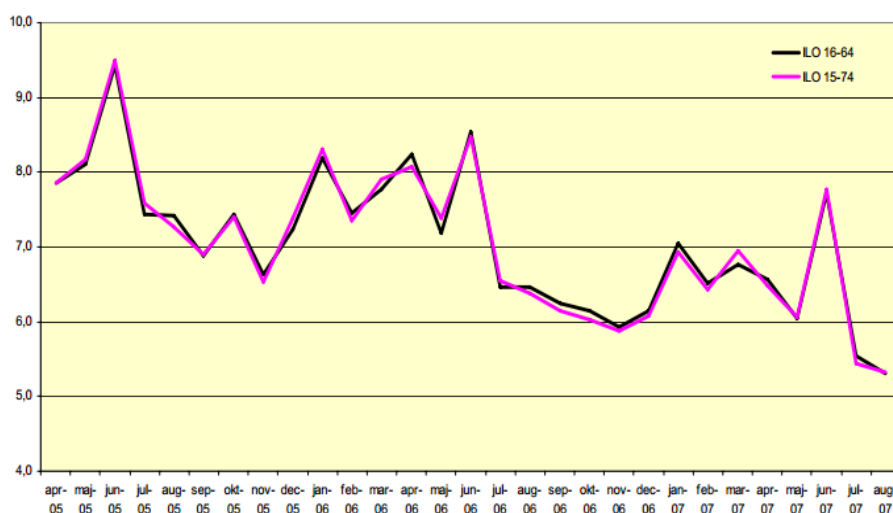
Baspris är ett pris som producenten tilldelas från köparen, det vill säga från en producerad produkt av en tjänst eller vara, minus alla skatter som betalas för produkten i mening som en påföljd av dess försäljning eller produktion. I baspriset ingår även alla subventioner som betalas för produktionen eller försäljningen men utesluter transportkostnader (Statistikcentralen, 2017).

3.3 Arbetslöshet

SCB gör arbetskraftsundersökningar (AKU) på begäran av regeringen och riksdagen. Syftet med AKU är att följa utvecklingen i ett land vilket sedan används som beslutsunderlag inom bland annat den ekonomiska politiken (SCB, 2017). Innan Sveriges inträde i EU har SCB redovisat AKU som omfattar åldern 16 till 64 år där heltidsstuderande inte räknats in i arbetskraften trots att det aktivt sökt arbete vid sidan av studierna. Efter inträdet har SCB valt att redovisa arbetslösheten till Eurostat enligt ILO:s rekommendationer där heltidsstudenter som söker arbete vid sidan av studierna räknas som arbetslösa. Vi lever i en allt mer globaliserad värld och det medför att efterfrågan på internationell jämförbarhet ökar. I oktober 2005 infördes nya direktiv på AKU efter krav i EU:s förordningar och 2007 övergick SCB till att redovisa arbetslösheten enligt den internationellt rådande standarden. Det innebär att AKU nu ska omfatta åldersgruppen 15-74 år istället för 16-64 år samt att heltidsstuderande som aktivt söker arbete ska räknas som arbetslösa (Sundström, 2007).

SCB har gjort beräkningar på utvidgandet av åldersgruppen där de kommer fram till att arbetslösheten är liten i åldrarna 15 år respektive 65-74 år. De har gjort en sammanställning där de jämför de två åldersgrupperna 16-64 år och 15-74 år (se diagram 3.3).

Diagram 3.3



*Arbetslösheten enligt internationella rekommendationer april 2005 – augusti 2007
i procent av arbetskraften, 16-64 år respektive 15-74 år (Sundström, 2007).*

Som SCBs undersökning visar ser man att effekten av omläggningen som gjordes under 2005 är marginell. Vi har därför dragit slutsatsen att utvidgandet av åldersgruppen inte har en betydande påverkan på vår studie vilket medfört att vi valt att undersöka data från perioden 1993-2016. Där 1993-2005 innefattar åldern 16-64 år och 2006-2016 innefattar åldern 15-74 år.

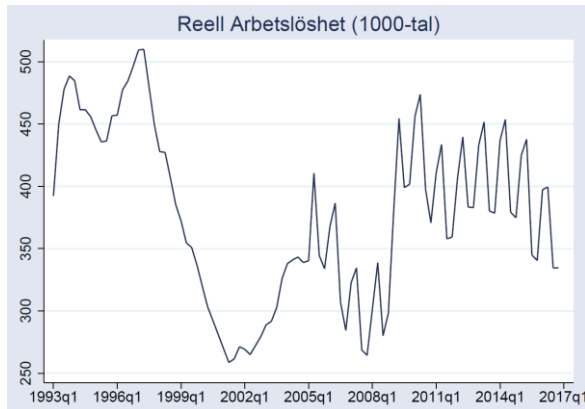
3.4 Val av årtal

Mellan år 1985-1995 genomgick Sverige en av sina största ekonomiska kriser i fredstid. Till en början upplevde man en kraftig överhettning av ekonomin som sedan övergick i en djup konjunktur nedgång i början av 90-talet. Det gick inte längre att upprätthålla den fasta växelkursen och Sverige tvingades till en stabiliseringspolitisk förändring. I november 1992 gick Sverige från fast till rörlig växelkurs. Kort därefter införde Riksbanken ett inflationsmål på två procent som skulle komma att gälla från och med januari 1995. Växelkursskiftet och införandet av inflationsmålet ligger till grund för dagens svenska finans- och penningpolitik. (Jonung, 2003) Det gör det intressant att analysera den penningpolitiska regimen efter 1992. Därför har vi i vår uppsats valt att använda data från 1993 till och med 2016.

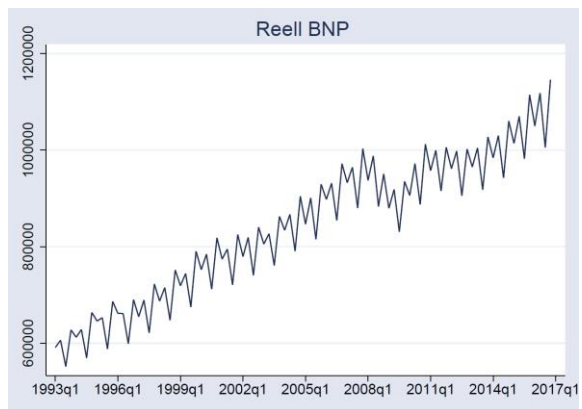
Beskrivande data i grafer.

Nedan illustreras de faktiska värden på den data vi använder oss av i vår studie mellan åren 1993-2016 på y-axeln. I graf (a) ser vi hur den reella arbetslösheten rört sig. I graf (b) illustreras hur reell BNP ökat över åren samt i graf (c) ser vi hur inflationen rört sig genom åren.

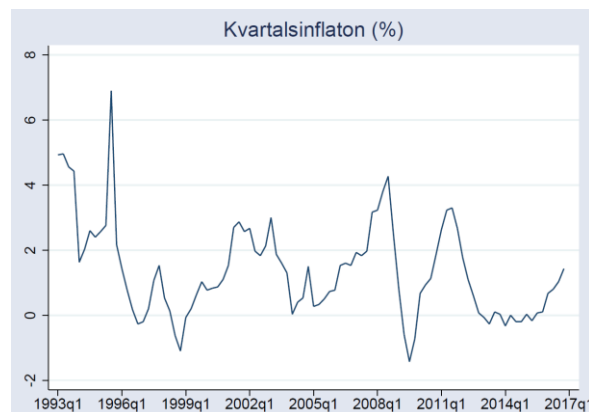
Graf (a)



Graf (b)



Graf (c)



4. Metod

Studien av vilket gap-mått som är bäst lämpat vid inflationsprognostisering grundas på insamlad data som tillämpas för att skapa en tidserieanalys och för att besvara vår problemformulering. Vår tidserieanalys kommer att utföras i mjukvaruprogrammet STATA. Vi kommer använda oss av tidsperioden 1993-2016 på grund av det penningpolitiska regimskiftet som skedde i början av 1990-talet. Vi inleder med att uppskatta den långsiktiga trenden med hjälp av linjär regression och HP-filter som beskrivs mer ingående i sektion (4.1) och (4.2). Prognoser skapas med direkta endimensionella modeller för inflationen. Prognosfelens storlek jämförs för respektive gap-mått med den faktiska inflationen. Det görs

med hjälp av autoregressiv tidseriemodell, där vi använder oss av AR(1) och AR(4) vilket redogörs mer ingående i sektion (4.3).

4.1 Linjär regression (LR)

Linjär regressionsanalys för en tidsserie används för att få tillgång till historiska värden över en tidsperiod och med hjälp av det kunna uppskatta en trend (Nielsen 2005). De flesta ekonomiska tidsserier har tendens att visa en uppgående tillväxt över tiden, där av består en stor del av ekonomiska tidsserier av en uppgående tidstrend (Wooldridge, 2015). I somliga tidsserier visas även vissa nedgående trender under få tidsperioder men det vanligaste fenomenet är tidsserier med en positivt uppgående trend. Ekvationen (4.1.a) illustrerar en linjär regression som fångar upp trender i en tidserie. I ekvationen så representerar y_t hela tidsserien (Wooldridge, 2015).

$$(4.1.a) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + e_t, t = 1, 2, \dots,$$

e_t framställer den identiska distributionen, medan $\alpha_1 t$ resulterar i en linjär tidstrend. Om alla andra faktorer är konstanta så mäter α_1 förändringen i y_t från en tidsperiod till en annan (Wooldridge, 2015)

4.2 Hodrick-Prescott (HP) filter

HP-filter har introducerats inom det nationalekonomiska fältet av Hodrick och Prescott år 1980 och 1997. Sedan dess har Hodrick-Prescott (HP) filter blivit ett allmänt verktyg för att uppskatta och förutse konjunkturcykler och trender inom makroekonomiska tidsserier (Hiba, 2015). Samtidigt har filtret blivit hårt kritiserat för bland annat ostadigheten i variabiliteten och uthålligheten samt möjligheten att upptäcka onaturliga cykler och korrelationer (Kaiser & Marvall 1999). Enligt Ravn och Uhlig (2002) har filtret med tiden testats och bemött kritiken bra.

Hodrick och Prescott definierar ett generellt uttryck för en trend $y = (y_1, y_2, \dots, y_T)$ av en tidserie $x = (x_1, x_2, \dots, x_T)$ som är ett minimumvärde av:

$$\sum_{t=1}^T (x_t - y_t)^2 + \alpha \sum_{t=3}^T (y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2})^2$$

Där α motsvarar utjämningsparametern. Vårt val av data består av kvartalsdata, av den orsaken använder vi en utjämningsnivå på $\alpha=1600$ för att säsongrensa kvartalsdata, vilket rekommenderas av Hodrick och Prescott (Hiba, 2015).

Stock och Watson (1999) har undersökt ett flertal metoder som är lämpliga vid prognostisering. De kom fram till att den ensidiga versionen av Hodrick Prescott (1981) HP-filter är tillfredsställande för att bibehålla tidsbestämd data. Även Riksbanken använder ensidigt HP-filter vid beräkning av den långsiktiga trenden efter rekommendationer från Baselkommittén (Juks, 2013). Att implementera ensidigt HP-filter visade sig vara problematiskt på grund av att det inte finns färdiga rutiner för att genomföra det i STATA och av den orsaken var vi tvungna att verkställa det manuellt. I samverkan med ekonomietristödet assistans fick vi vägledning för att skapa ett ensidigt HP-filter i STATA. När man använder sig av ett ensidigt filter innebär det att trenden enbart uppskattas med hjälp av den information som är tillgängliga före den tidpunkt för vilken trenden förutses (Europeiska systemrisknämnden, 2014).

4.3 Direkta och indirekta prognosmodeller

Vid skapandet av inflationsprognoser kan en indirekt eller direkt prognosmodell användas. Vilken metod som är bäst lämpad är en empirisk fråga då ingen modell är fullkomlig utan båda har tydliga svagheter. Vid prognostisering en period framåt implicerar Marcellino, Stock och Watsons (2006) forskning att den indirekta modellen är mer effektiv om modellen är rätt specificerad. Däremot är det mer lämpligt att göra prognoser h -perioder framåt om modellen är felspecificerad, se även Stock och Watson (1999). Eftersom det är föga troligt att en AR-modell med få laggar är korrekt specificerad är det vanligare att det talas för den direkta modellen i teorin (Marcellino, Stock & Watson 2006). I vår studie använder vi in sample data från period 1993 fram till och med 2008 för varje prognoshorisont, det vill säga för ett kvartal, fyra kvartal och åtta kvartal framåt. Därför kommer vi använda direkta prognoser som görs genom flerperiodsmodeller som är unika för prognoshorisonten. När man utför flerperiodsprognoser används enbart dåtida värden av inflationen. Vid en indirekt prognosmodell med $h \geq två\ perioder$ skapas istället prognoser genom att även inkludera det prognostiserade värdet av inflationen. Däremot är den direkta och indirekta metoderna samma vid prognoser med $h=1$. Metodutförandet för modellerna är likartade men de som skiljer dem åt är att den direkta metoden specificerar en ny AR-modell för varje prognoshorisont. Det gör att prognoser för flera perioder kan skapas istället för enbart en period (Bhansali, 1999).

I (4.3.a) illustreras en direkta endimensionella autoregressiv modell algebraiska för inflationen med prognoshorisont h . Där π_t motsvarar inflationen i period t och π_{t+h} i period $t+h$. ε_{t+h} står för feltermen medens ϕ och ρ är de parametrar som ska skattas och l står för antal laggar.

$$(4.3.a) \quad \pi_{t-1} = \rho + \sum_{i=0}^{l-1} \phi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_{t-h}$$

Variablerna i (4.3.a) kan uppskattas med Ordinary least square (OLS) för varje prognoshorisont. Det innebär att det vid skattningen inte tas hänsyn till samtliga observerade inflationsvärden (Bhansali 1999). Den skattade ekvationen illustreras i ekvation (4.3.b).

$$(4.3.b) \quad \pi_{t+h}^f = \rho + \sum_{i=0}^{l-1} \hat{\rho}_i \pi_{t-i}$$

Således är $h=1$ när vi testar för ett kvartal period framåt, $h=4$ fyra kvartal framåt och $h=8$ åtta kvartal framåt. När flerperiodsprognoser utförs måste en ny modell skattas, men den direkta modellen kommer endast att baseras på de observerade värdena på inflationen, det vill säga våra in sample värden. Det är en följd för att prognoser direkt ska kunna göras för flera perioder framåt (Marcellino, Stock & Watson 2006). För att endast relevant information ska användas vid skattningen förskjuter den direkta metoden de laggade värdena ett kvartal för att specificera en modell för varje prognoshorisont. En regressionslinje skattas med utgångspunkt från det faktiska gap-måttet från år 1993 kvartal ett fram till 2008 kvartal fyra. Därefter uppdateras parametern tills det finns en parameterskattning för år 2009 kvartal två fram till 2016 kvartal fyra.

4.4 Utvärdering av prognos

En prognos är alltid osäker. Det kan vara svårt att uppskatta effekterna av oanade och dramatiska händelser, vilket finanskrisen 2008-2010 är ett exempel på (Konjunkturinstitutet, 2017). Riksbanken (2012) belyser i sitt anförande att de förvånas över att krisen inte hade större påverkan på den svenska arbetsmarknaden med tanke på det kraftiga fallet i produktionen och BNP i jämförelse med andra länder.

Vid prognosutvärdering är det storleken på prognosfelet som är av intresse. Ett prognosfel definieras som utfallet minus prognosen. Är prognosfelet positivt ger det en indikation på att prognosmakaren har gjort en underskattning av utfallet och en överskattning av utfallet vid ett negativt prognosfel. Medelvärde av prognosfelen kallas medelfel (Nilson, 2017).

Prognospressioner kan beräknas med flera olika utvärderingsmetoder. Tre vanliga mått som även används av Konjunkturinstitutet (Nilson, 2017) är medelabsolutfelet (ME), medelkvadratfelet (MAE) och rotmedelkvartalfelet (RMSE). ME är det matematiska medelfelet av absolutvärdet av prognosfelen som gjorts under en viss tidsperiod. ME kan ge en indikation på om prognosen har en bias. Ett positivt värde betyder att prognosen syftar till att överskjuta den faktiska inflationen. Ett problem med ME är att den bortser ifrån om prognosfelen är positiva eller negativa. För att värdera vilket gap-mått som ger minst prognosfel har vi valt att titta på MAE och RMSE som enligt Wooldrige (2015) är de två vanligaste måtten. Likt ME bortser MAE ifrån om prognosfelen är positiva eller negativa. MEA illustreras algebraiskt i (4.4.a) där $n+m$ motsvarar antal observationer och m står för antal out-of-sample observationer. \hat{e}_{n+h+1} är m prognosfel (Wooldridge, 2015).

$$(4.4. a) \quad MAE = m^{-1} \sum_{h=0}^{m-1} |\hat{e}_{n+h+1}|$$

RMSE är den mest frekvent använda metoden och definieras som kvadratroten ur MAE och illustreras algebraiskt i (4.4.b). RMSE innehåller likadan information som MAE, däremot är RMSE storleksmässigt jämförbart med ME och medelfelet. Måttet straffar stora fel eftersom alla prognosfel kvadreras till skillnad från MAE (Nilson, 2017).

$$(4.4. b) \quad RMSE = \left(m^{-1} \sum_{h=0}^{m-1} \hat{e}_{n+h+1}^2 \right)^{1/2}$$

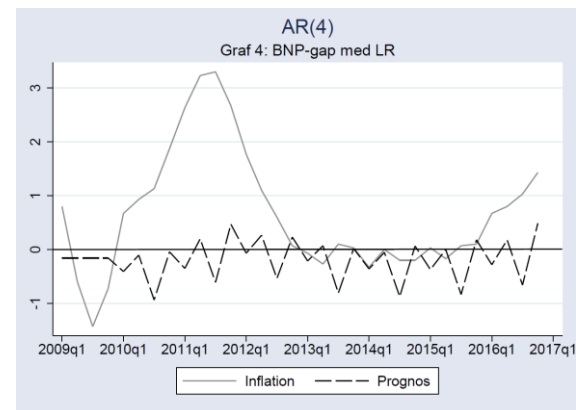
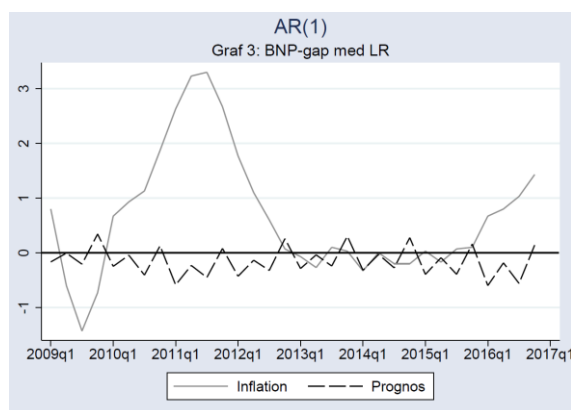
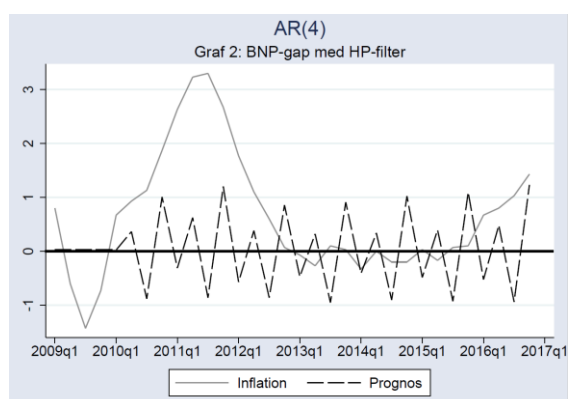
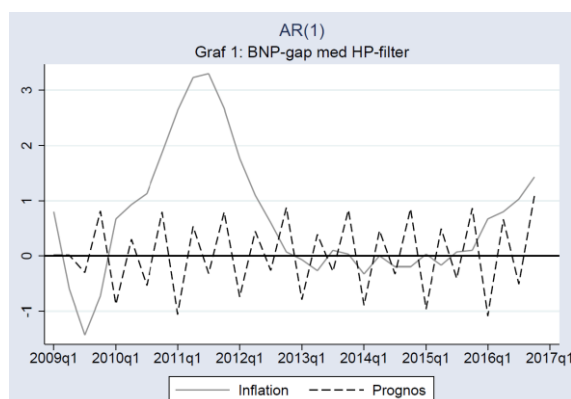
Om man beräknar RMSE för två eller fler prognosmetoder är det metoden med lägst out-of-sample-värde som anses vara den bäst lämpade metoden vid prognostisering (Wooldridge, 2015).

5. Resultat

I nedanstående resultat redogörs utfallet av varje prognos med HP-filter respektive linjär regression (LR) där AR(1) och AR(4) för vardera metod jämförs med inflationens faktiska värde. Prognosernas värde illustreras i grafer och värdena på MAE och RMSE sammanställs i tabeller. Graferna visar värdena för BNP-gapet och arbetslöshetsgapet separat där de jämförs med inflationens faktiska värde. Prognosen illustreras som en streckad svart linje och inflationen som en ljusgrå linje. För att förtydliga har varje graf en beskrivande rubrik där det framgår vilken data och metod som använts samt en numerisk hänvisning.

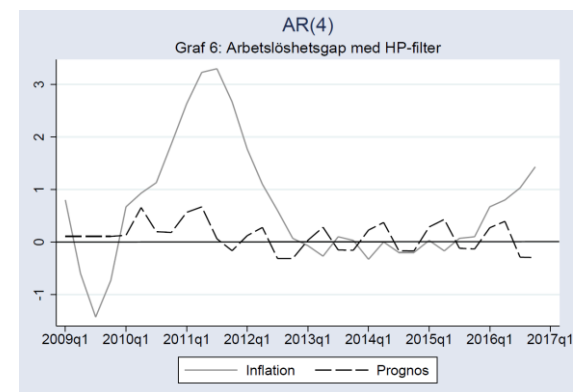
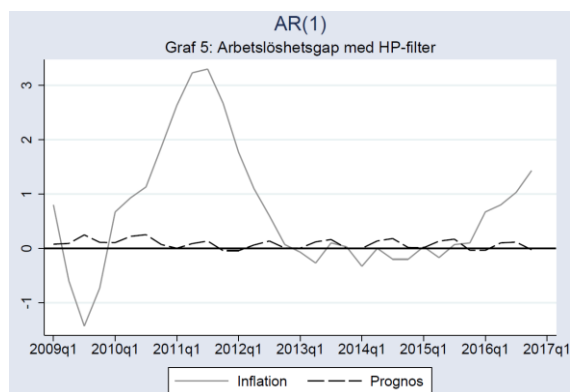
5.1 Prognoser ett kvartal framåt ($t+1$)

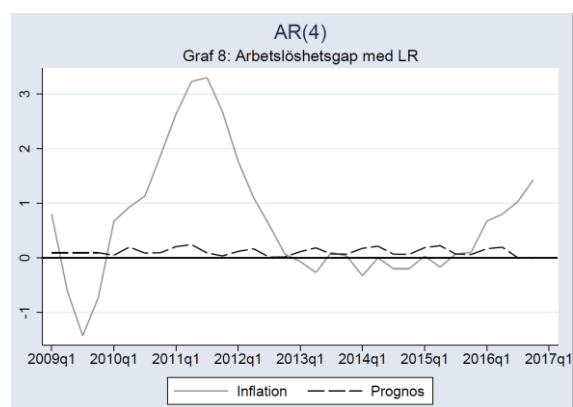
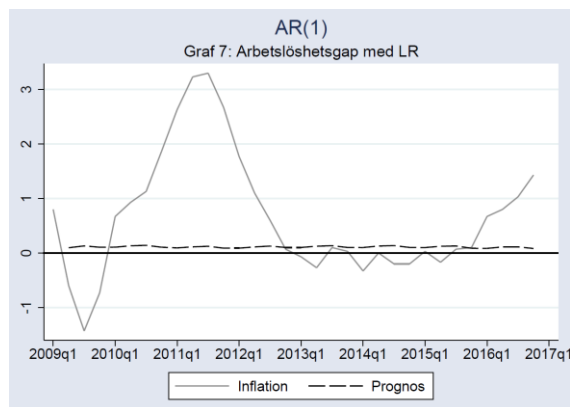
BNP-gap graf 1-4



Genom att granska graferna 1-4 ser vi att LR har mindre svängningar än HP-filter och att graf 3 AR(1) med LR följer den faktiska inflationen bäst vilket vi även kan se på RMSE-värdet i tabell 5.1. Vi kan även se att ingen av prognoserna har kunnat förutse den kraftiga uppgående inflationen mellan 2010-2012, vilket visas genomgående i alla våra prognoser oavsett prognoshorisont.

Arbetslöshetsgap graf 5-8





Om vi jämför graferna för BNP-gapet (graf 1-4) men graferna 5-8 med arbetslöshetsgapet kan vi se att arbetslöshetsgapet överlag har betydligt mindre svängningar än BNP-gapet. Det vi kan utläsa från graferna 5-7 är att HP-filtret tenderar att svänga mer än LR. Även här precis som vid BNP-gapet har AR(1) med LR minst svängningar (graf 7) och följer den faktiska inflationen bäst med lägst RMSE-värde (se tabell 5.1).

Tabell 5.1 över prognosfel med en tidshorisont på ett kvartal ($t+1$) framåt

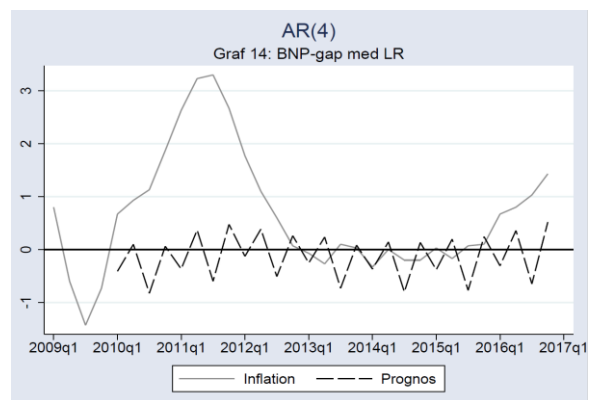
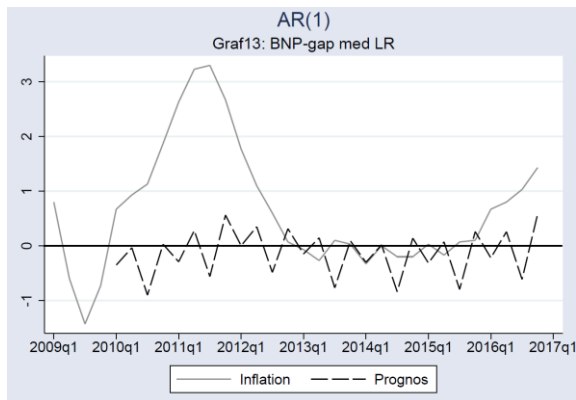
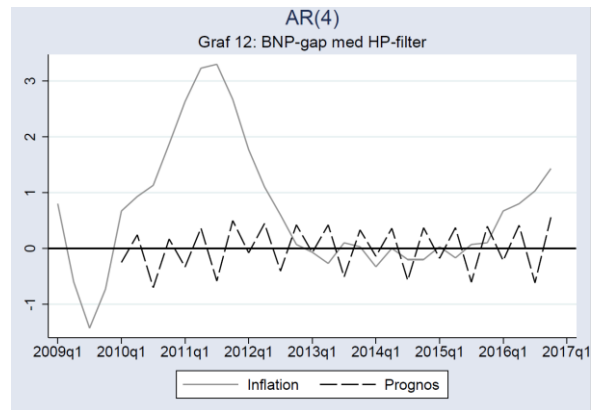
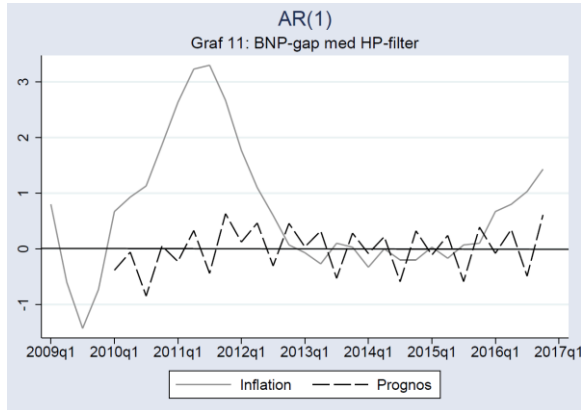
Ett kvartal framåt $t+1$				
			MAE	RMSE
BNP	HP	AR(1)	0,053514	0,231332
		AR(4)	0,067618	0,260034
	LR	AR(1)	0,052751	0,229677
		AR(4)	0,061944	0,248886
Arbetslöshet	HP	AR(1)	0,007532	0,086789
		AR(4)	0,0148	0,121657
	LR	AR(1)	0,000029	0,017052
		AR(4)	0,002743	0,05237

I tabellen 5.1 kan man läsa av att med en prognoshorisont på ett kvartal framåt visar arbetslöshetsgapet med LR AR(1) lägsta RMSE värde, genomgående visar arbetslöshetgap bättre värden jämfört med BNP-gap.

Utifrån våra RMSE-värden kan vi utläsa att arbetslöshetsgapet genomgående visar bättre värden gentemot BNP-gapet vid en prognoshorisont på ett kvartal framåt. Vid jämförande av HP-filtret och LR genererar LR bättre resultat, både vid BNP-gap och arbetslöshetsgap. Lägsta värdet återfinns under arbetslöshetgapet vid LR med AR(1) . Se tabell 5.1 och graf (7).

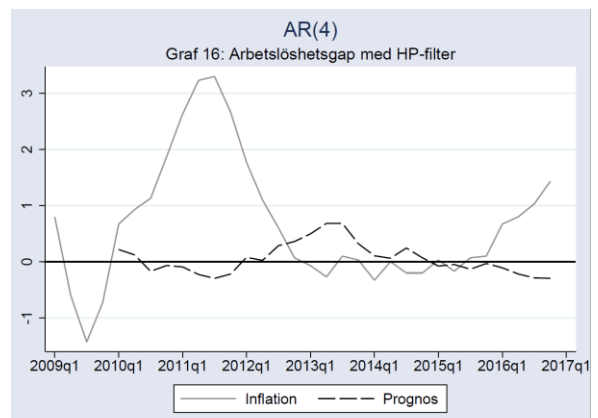
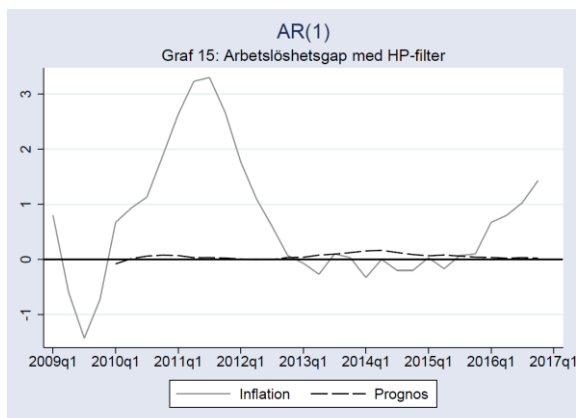
5.2 Prognoser fyra kvartal framåt ($t+4$)

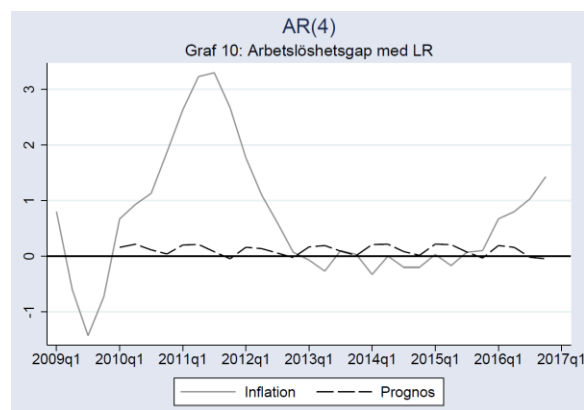
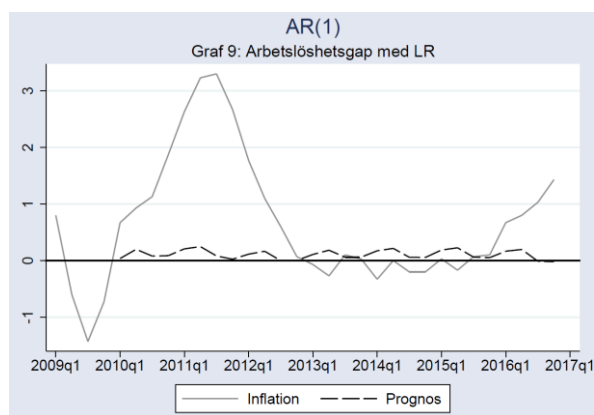
BNP-gap graf 11-14



Genom att titta på graferna 11-14 är det svårt att se vilken graf som visar minst prognosfel då svängningarna följer varandra någorlunda jämt. Däremot om vi tittar på RMSE-värdena i tabell 5.2 ser vi att HP-filter med AR(4) har minst prognosfel, vilket illustreras i graf 12.

Arbetslöshetsgap graf 15-16 samt 9-10





Även här kan vi se att arbetslöshetsgapet överlag har betydligt mindre svängningar än BNP-gapet. Genom att enbart granska graferna är det svårt att se vilken som visar minst avvikelse. Däremot kan vi se att HP-filter med AR(4) i graf 8 är mer avvikande från den faktiska inflationen än de andra vilket även RMSE-värdet visar i tabell 5.2. Det är svårt att avgöra vilken av de övriga graferna som visar minst avvikelse genom att endast titta på dem därför hänvisar vi till tabell 5.2 och RMSE-värdena. Som tabellen visar ser vi att skillnaden mellan HP-filter AR(1) (graf 15) och LR AR(4) (graf 10) är marginell med viss fördel för LR.

5.2 Tabell över prognosfel med en tidshorisont på fyra kvartal ($t+4$) framåt

Fyra kvartal framåt ($t+4$)			MAE	RMSE
BNP	HP	AR(1)	0,032987	0,181623
		AR(4)	0,012043	0,10974
	LR	AR(1)	0,045022	0,212183
		AR(4)	0,028191	0,167901
Arbetslöshet	HP	AR(1)	0,002262	0,047565
		AR(4)	0,02484	0,157608
	LR	AR(1)	0,003503	0,05919
		AR(4)	0,001921	0,043833

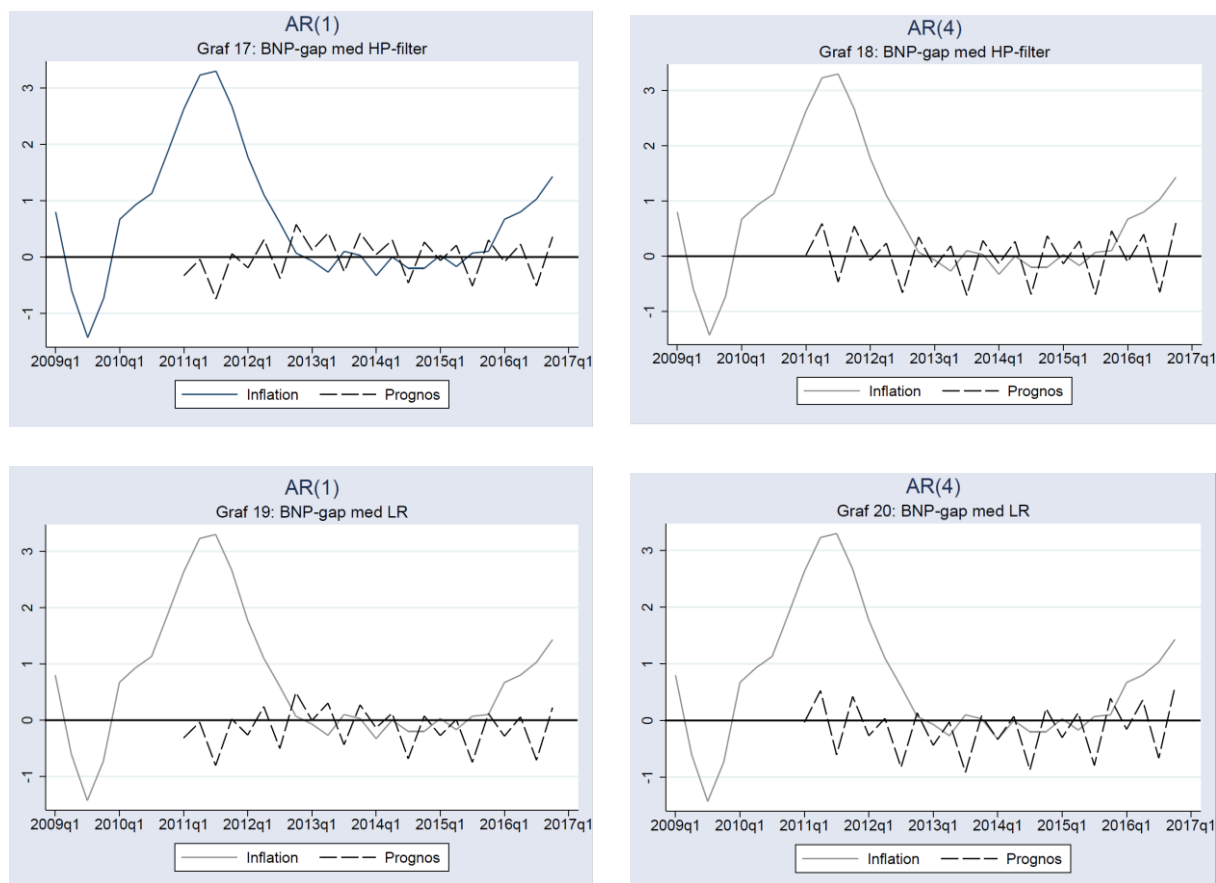
I tabellen 5.1 kan man läsa av att med en prognoshorisont på ett fyral framåt visar arbetslöshetsgapet med LR AR(4) lägsta RMSE värde. Arbetslöshetgap visar generellt bättre värden jämfört med BNP-gap med undantag för AR(4) med HP-filter.

Vid en prognoshorisont på fyra kvartal framåt ser vi istället att skillnaden mellan arbetslöshetgap och BNP-gap är marginell i jämförelse med ett kvartal framåt. Även här visar arbetslöshetsgapet generellt lägst RMSE-värde med undantag för HP-filter med AR(4) .

Lägsta värdet återfinns under arbetslöshetsgapet vid LR med AR(4). Se tabell 5.2 och graf (10).

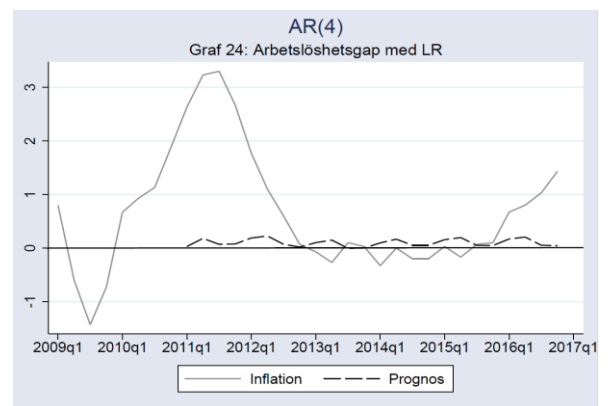
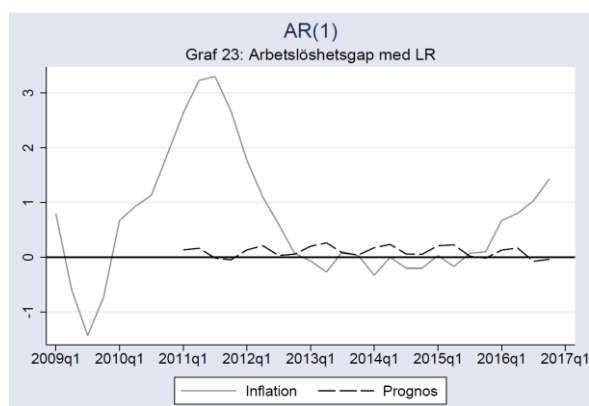
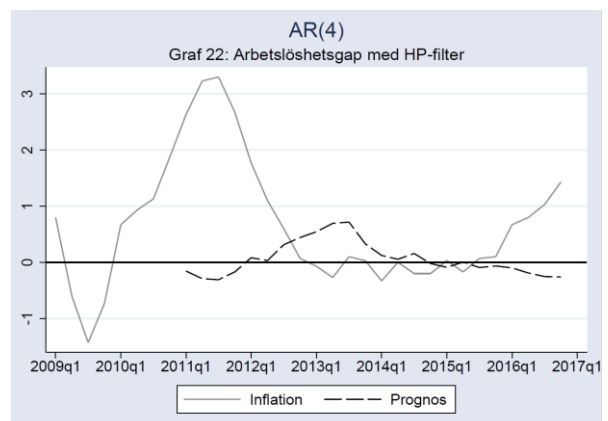
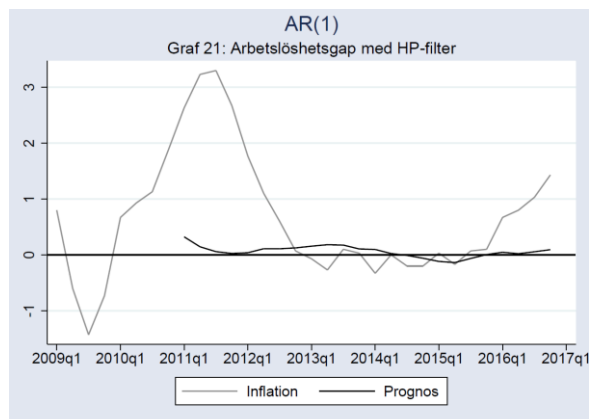
5.3 Prognoser åtta kvartal framåt ($t+8$)

BNP-gap graf 17-20



I graferna 17-20 är det svårt att tyda med blotta ögat vilken graf som visar minst prognosfel då svängningarna tenderar att följa samma mönster. Därför jämför vi RMSE-värdena i tabell 5.3 och ser att AR(4) visar minst prognosfel för HP-filter respektive LR men med fördel för HP-filter (se graf 18).

Arbetslöshetsgap graf 21-24



Vid granskning av graferna 23-24 ser vi liknande mönster som vid fyra kvartal framåt där HP-filter med AR(4) avviker mest från den faktiska inflationen (se graf 22). Däremot ser vi genom att granska RMSE-värdena i tabell 5.3 att LR visar genomgående bäst resultat jämfört med HP-filter oavsett om vi tittar på AR(1) eller AR(4).

5.3 Tabell över prognosfel med en tidshorisont på åtta kvartal ($t+8$) framåt

Åtta kvartal framåt ($t+8$)				
			MAE	RMSE
BNP	HP	AR(1)	0,058563	0,241997
		AR(4)	0,003839	0,06196
	LR	AR(1)	0,057736	0,240284
		AR(4)	0,004328	0,065786
Arbetslöshet	HP	AR(1)	0,009904	0,099518
		AR(4)	0,031644	0,17789
	LR	AR(1)	0,001438	0,03792
		AR(4)	0,002801	0,052922

I tabellen 5.3 kan man läsa av att med en prognoshorisont på ett kvartal framåt visar arbetslöshetsgapet med LR AR(1) lägsta RMSE värde. Arbetslöshetsgapet visar generellt bättre värden jämfört med BNP-gapet med undantag för AR(4) med HP-filter.

Vid en prognoshorisont på åtta kvartal framåt ser vi att arbetslöshetsgapet även här visar övergripande bättre resultat, däremot visar BNP-gapet bättre värden än arbetslöshetsgapet vid HP AR(4). Vid en prognoshorisont på åtta kvartal är skillnaden på RMSE-värden inte lika stor som vid ett kvartal framåt. Lägsta värdet återfinns under arbetslöshetsgapet vid LR med AR(1). Se tabell (5.3) och graf (23).

Vid granskningen av graferna går det att se att ingen av prognoserna lyckats förutspå den ökande inflationen mellan åren 2010-2013. Det lägsta av alla observerade värden ger arbetslöshetsgapet vid en prognoshorisont på ett kvartal framåt med LR och AR(1). Se tabell 5.1 och graf (7).

6. Avslutande diskussion

Med utgångspunkt från vår analys kan vi se att arbetslöshetsgapet är ett övervägande bättre mått vid skapande av inflationsprognoser jämfört med BNP-gapet. Vårt resultat om att arbetslöshetsgapet är ett bra mått vid inflationsprognoser stödjer tidigare forskning gjord av Stock och Watson (1999) som hävdar att den grundläggande Phillipskurvan som är baserad på förhållandet mellan arbetslöshet och inflation generellt uppvisar bra resultat vid prognostisering av inflation. I deras studie kommer de fram till att i en specifik period (1997-1998) finns andra alternativa ekonomiska indikatorer som genererar bättre värden. Studien

(Grahn 2006) som vår analys bygger vidare på kom fram till att BNP-gapet är ett bättre mått. Det kan finnas flera förklaringar till varför vi når olika resultat, dels använder vi en längre tidshorisont och gör prognoser på data från en senare period samt ensidigt HP-filter. Grahn (2006) använder en kortare tidshorisont och således prognostiserar han en annan period vilket kan påverka resultaten i enlighet med Stock och Watson (1999) slutsats om att andra ekonomiska variabler kan generera bättre resultat jämfört med arbetslöshet vid specifika tidsperioder. Den största förklaringen till varför arbetslöshetsgapet visar genomgående bäst resultat jämfört med BNP-gapet tror vi grundar sig i finanskrisen 2008-2010. I tidigare kapitel (se s.15) nämner vi att Riksbanken (2012) förvånas över att krisen hade så pass liten effekt på arbetslösheten i jämförelse med fallet i BNP. Det vill säga utfallet av krisen ligger inte i linje med Okuns lag som säger att ett fall i BNP på 1 procentenheter borde leda till en ökning av arbetslösheten med 0,5 procentenheter (Fregert & Jonung, 2014). Det finns även stöd i tidigare studier av Stock och Watson (2012) som argumenterar för att arbetslöshet visar bättre resultat under lågkonjunktur vilket svensk ekonomi befann sig i under denna period.

Oavsett längd på prognoshorisonterna visar arbetslöshetsgapet med LR alltid lägst prognosfel däremot ger AR(1) lägst avvikelse vid $t+1$ och $t+8$ medan AR(4) visar lägst avvikelse vid en prognoshorisont på $t+4$. AR(1) tenderar generellt att visa bättre resultat än AR(4) när man tittar på arbetslöshetsgapet, samma tydliga resultat går inte att se på BNP-gapet. En förklaring till det skulle kunna vara att arbetslöshetsgapet inte har lika starka säsongsvariationer som BNP-gapet har vilket vi även kan se på svängningarnas utformning i graferna (se Resultatdel). Ytterligare en förklaring till varför arbetslöshet inte har lika kraftiga svängningar som BNP har kan bero på att arbetsmarknaden är reglerad på så sätt att man inte kan göra sig av med personal hur som helst och därför har den inte lika tvära vändningar.

Vid jämförandet av vilken metod som är bäst lämpad av LR och HP-filter vid skattning av trenden är det svårt att dra en tydlig slutsats då skillnaden är marginell. Tittar man på $t+1$ och $t+8$ ser vi att LR visar bättre resultat än HP oavsett om man tittar på BNP-gapet eller arbetslöshetsgapet, däremot vid $t+4$ visar HP övervägande bättre resultat. Våra prognoser tenderar att tyda på att LR ger något bättre resultat. En möjlig förklaring skulle kunna vara att det är en ren slump att LR visar bättre resultat än HP-filter.

En prognoshorisont på $t+1$ har det lägsta värdet samtidigt som den visar övervägande högst värden jämfört med $t+4$ och $t+8$. Prognoser med $t+4$ ger övervägande lägst värden. Med

avseende på dessa värden drar vi slutsatsen att prognoshorisonter på ett år framåt visar minst prognosfel. Det är förvånande att prognoshorisonter med en längre tidshorizont ger lägre värden än ett kvartal framåt eftersom prognoser på längre sikt anses vara svårare att förutspå på grund av att det kan vara svårt att uppskatta till exempel oanade yttre ekonomiska störningar. Även här skulle en möjlig förklaring kunna vara följderna av finanskrisen mellan 2008-2010. När modellen skattas h perioder framåt förvinner även h perioder med data, det vill säga vid ett kvartal framåt är en större del av effekterna från finanskrisen med i prognostiseringen jämfört med fyra och åtta kvartal framåt.

Ett av våra syften med vår studie var att få en djupare förståelse för vilket gap-mått som är bäst lämpat vid inflationsprognostisering genom att utgå från en studie av Grahn (2006). Vår analys resulterade i att arbetslöshetsgapet anses vara ett bättre mått medens Grahn (2006) kommer fram till att BNP-gapet är ett bättre mått, vilket snarare ger en mer oklar bild än en djupare förståelse för vilket gap-mått som är bäst lämpat vid inflationsprognostisering.

Under studiens gång har vi noterat att det inte är okomplicerat att genomföra inflationsprognoser. Utifrån vår analys har det framkommit nya perspektiv om faktorer att ta hänsyn till vid prognostisering. Som nämns i slutsatsen kan finanskrisens effekter haft en påverkan på vårt resultat. Därav hade det varit intressant att undersöka huruvida data som utesluter finanskrisen ger ett annat resultat än det vi kommit fram till. Som vi nämner ovan skiljer sig vårt resultat från Grahn (2006), vilket resulterar i en mer oklar bild av vilket gap-mått som är bäst lämpat vid inflationsprognostisering. Därför anser vi att vår analys inte gett ett tillfredsställande svar och därmed finns det intresse för framtida studier inom denna frågeställning.

Källförteckning

Aron, J. & Muellbauer, J. (2012). New Methods for Forecasting Inflation, Applied to the US. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75(5), ss. 637-661.

Atkeson, A. & Ohanian, L. (2001). Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review Winter (2001)*, ss. 3-11.

Ball, L. & Mankiw, N. (2002). The NAIRU in Theory and Practice. *Journal of Economic Perspectives Volume 16, Number 4 (2002)*, ss.115–136.

Bhansali, R. J. (1999). Autoregressive model selection for multistep prediction. *Journal of Statistical Planning and Inference* 78, ss. 295-305.

Bryman, Allan. 2011. *Samhällsvetenskapliga metoder*. 2. uppl. Malmö: Liber

Carlgren, F. (2017). *Real BNP*. <http://www.ekonomifakta.se/Fakta/Ekonomi/Tillvaxt/Real-BNP/> [2017-03-08]

Europeiska systemrisknämnden. (2014). <http://www.notisum.se/rnp/eu/lag/314Y!R37.htm> [2017-03-28]

Flodén, M. (2015). Därför är inflationsmålet två procent. *Ekonomiskdebatt nr 6 2015, årgång 43*, ss. 61-62.

Fregert, K. och Jonung, L. (2014). *Makroekonomi: Teori, politik och institutioner*. 4:2. Uppl. Lund: Studentlitteratur AB.

Grahn, M. (2006). Inflations prognoser i Sverige: Vilket gap-mått bör användas?. Kandidatuppsats. Lund: Lunds universitet.

Hiba, N. (2015) The Hodrick-Prescott Filter: Functional aspects and statistical estimation. Doktorsavhandling. Växjö: Linnéuniversitetet.

Holmberg, J. (2017). Så mäter SCB inflation- skillanden mellan KPI, KPIF och HIKP. *Statistiska centralbyrån* Nr: 3 (2017).

Jonung, L. (red) (2003). *På jakt efter nytt ankare*. X Uppl. Lund: Studentlitteratur AB.

Sandelin, B. (2014). *Vad är BNP?* 2:1 Uppl. Lund: Studentlitteratur AB.

Wooldridge, J. (2015). *Introduction to Econometrics*. 3. Uppl. Michigan: Nelson Education Ltd.

Juks, R. (red.) (2013). *Tillämpning av Baselkommitténs standardmetod för att fastställa det buffertkrav som ska tillämpas för kontracykliska kapitalbuffertar i Sverige* (Ekonomiska kommentarer 2013:3). Sveriges Riksbank.

http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Ekonomiska_kommentarer/2013/rap_ek_kom_nr02_130503_sve.pdf

Kaiser, R. & A, Maravall. (1999). Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter. *Spanish Economic Review*. 1 (1999), ss. 175–206.

Konjunkturinstitutet (2017). *Potentiell BNP*. <http://www.konj.se/var-verksamhet/sa-gor-vi-prognoser/potentiell-bnp.html> [2017-04-20]

Krolzig, H-M. & Hendry, F. (2001). Computer automation of general-to-specific model selection procedures. *Journal of Economic Dynamics & Control* 25 (2001), ss. 831-866.

Marcellino, M., Stock, J., Watson, M (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics* 135 (2006), ss. 499–526.

Nielsen, H.B. (2005). *Linear regression with time series data*.

http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics2_05_II/LectureNotes/regression.pdf [2017-03-15]

Nilsson, K. (2017). *Konjunkturläget Mars 2017*. Stockholm: Konjunkturinstitutet.

<http://www.konj.se/download/18.4c1e374215b0f76f62f55b45/1490778717834/Konjunkturlagetmars2017WEBB.pdf>

Ravn, M. O. & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of Economics and Statistics* 84(2), ss. 371-376.

Riksbanken (2012). *Penningpolitik och arbetslöshet – en ständigt aktuell debatt*.

http://www.riksbank.se/Documents/Tal/Wickman_Parak/2012/tal_120124_sve.pdf [2017-04-03]

Riksbanken (2012) *Inflationsmålet*.

<http://www.riksbank.se/sv/Penningpolitik/Inflation/Inflationsmalet/> [2017-03-23]

Riksbanken (2017). *Hur mäts inflation?*

<http://www.riksbank.se/sv/Penningpolitik/Inflation/Hur-mats-inflation/> [2017-03-23]

SCB (2017a). *Statistikdatabasen*.

<http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/?rxid=9c71b7f2-9c32-45a6-b157-9b79fe4b7df7> [2017-03-15]

SCB (2017). *Arbetslösheten tog fart under finanskrisen*.

<http://www.sverigeisiffror.scb.se/hitta-statistik/sverige-i-siffror/samhallets-ekonomi/arbetslosheten/> [2017-03-02]

Statistikcentralen (2017). *Begrepp och definitioner*. http://www.stat.fi/til/ntp/kas_sv.html [2017-03-08]

Stock, J. & Watson, M. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics* 44, ss. 293-235.

Stock, J. & Watson, M. (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature* Vol. XLI (september 2003), ss. 788-829.

Stock, J. & Watson, M. (2007). Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? *Journal of Money, Credit and Banking, Supplement to Vol. 39, No. 1* (february 2007), ss. 4-25.

Stock, J. & Watson, M. (2008). Phillip curve inflation forecasts. *National Bureau of economic research Working Paper: 14322*, ss. 1-82.

Stock, J. & Watson, M. (2012). Disentangling the Channels of the 2007–09 Recession. *Brookings Papers on Economic Activity, Spring 2012*, ss. 81-156.

Sundström, A. (2007). *Ny redovisning av Arbetskraftsundersökningen (AKU) från oktober 2007*. Statistiska centralbyrån.

http://www.scb.se/statistik/AM/AM0401/_dokument/AKU1.pdf